

# Racines sociostructurelles des statuts sociométriques chez les enfants en milieu scolaire

Pascal Cazenave-Tapie et F. Francis Strayer

Volume 26, numéro 1, 2000

Les troubles du comportement à l'école

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/032030ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/032030ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Revue des sciences de l'éducation

ISSN

0318-479X (imprimé)

1705-0065 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Cazenave-Tapie, P. & Strayer, F. F. (2000). Racines sociostructurelles des statuts sociométriques chez les enfants en milieu scolaire. *Revue des sciences de l'éducation*, 26(1), 113–132. <https://doi.org/10.7202/032030ar>

Résumé de l'article

Cette étude examine la distribution des nominations sociométriques selon l'organisation sociostructurelle de classes d'écoles élémentaires. Ont pris part à l'étude 75 filles et 71 garçons de neuf ans appartenant à deux contextes socioculturels (Montréal, Québec, et Toulouse, France). Les indices d'acceptation, de rejet, de préférence sociale et d'impact social (Coie et Dodge, 1983) ont été examinés en fonction de l'insertion sociale des enfants dans des réseaux affiliatifs établis sur la base d'un consensus. Les résultats appuient une interprétation des statuts sociométriques en tant que reflet de la dynamique des affinités au sein du groupe plutôt que comme caractéristiques intrinsèques aux individus. Ils sont discutés dans la perspective de l'écologie sociale des classes et des contraintes interpersonnelles canalisant l'adaptation et la réputation sociale des enfants.

# Racines sociostructurelles des statuts sociométriques chez les enfants en milieu scolaire

Pascal Cazenave-Tapie                      F. Francis Strayer  
Attaché de recherche et d'enseignement      Professeur  
Université de Toulouse II

**Résumé** – Cette étude examine la distribution des nominations sociométriques selon l'organisation sociostructurelle de classes d'écoleS élémentaireS. Ont pris part à l'étude 75 filles et 71 garçons de neuf ans appartenant à deux contextes socioculturels (Montréal, Québec, et Toulouse, France). Les indices d'acceptation, de rejet, de préférence sociale et d'impact social (Coie et Dodge, 1983) ont été examinés en fonction de l'insertion sociale des enfants dans des réseaux affiliatifs établis sur la base d'un consensus. Les résultats appuient une interprétation des statuts sociométriques en tant que reflet de la dynamique des affinités au sein du groupe plutôt que comme caractéristiques intrinsèques aux individus. Ils sont discutés dans la perspective de l'écologie sociale des classes et des contraintes interpersonnelles canalisant l'adaptation et la réputation sociale des enfants.

## *Introduction*

Les actes de délinquance et de violence d'enfants de plus en plus jeunes ont entraîné un effort accru de recherches visant la clarification des facteurs impliqués dans leur genèse. Classiquement, les troubles du comportement concernant ces enfants peuvent résulter de problèmes d'extériorisation (enfants agressifs), de problèmes d'intériorisation (enfants en retrait social) ou d'une combinaison de ces deux attitudes. Sur le plan théorique, la qualité de l'insertion sociale des jeunes enfants en groupe de pairs semble un facteur déterminant pour son développement socioaffectif (Hartup, 1983; Rich Harris, 1995; Youniss, 1980).

La technique des statuts sociométriques élaborée par Peery (1979) et par Coie et Dodge (1983) est souvent utilisée pour identifier les sous-populations d'enfants «à

risque» pour des problèmes psychosociaux. Cependant, de telles recherches négligent trop souvent le rôle des contraintes de l'écologie sociale du groupe classe dans la caractérisation du mode de fonctionnement social de l'enfant (Kindermann, 1995). Notre étude évalue l'incidence de la structuration du réseau affiliatif des classes scolaires sur la dérivation des statuts sociométriques.

### *L'origine sociostructurelle des statuts sociométriques chez les enfants en milieu scolaire*

Compte tenu de l'importance accordée aux pairs comme agents de socialisation, documenter les processus de cohésion ou d'exclusion sociale est devenu un enjeu capital pour la compréhension de la compétence sociale et des processus de socialisation en milieu scolaire. De nos jours, la question de l'ajustement social des enfants en groupe de pairs est abordée selon deux perspectives. La première, centrée sur l'individu et ses caractéristiques, a conduit à l'identification de différents statuts sociométriques des enfants au sein de leur classe (Peery, 1979; Coie et Dodge, 1983). Le mode de participation sociale de l'enfant est considéré comme une caractéristique individuelle façonnée pendant la jeune enfance et, donc, peu dépendante des variations contextuelles subséquentes. Implicitement, il est admis que le statut sociométrique d'un enfant peut être déterminé de façon cohérente quel que soit le contexte de groupe pris en référence, qu'il s'agisse du cercle d'amis ou des camarades de la classe. La seconde perspective, davantage centrée sur les dynamiques collectives, a permis d'identifier des structures sociales imposant des contraintes sur le fonctionnement social de l'enfant (Cairns et Cairns, 1994; Strayer et Santos, 1996). De ce point de vue, les modes de participation sociale reflètent l'adaptation ponctuelle d'un enfant à son environnement immédiat. L'objectif de cette étude est d'évaluer l'hypothèse selon laquelle le statut sociométrique reflète des dispositions individuelles indépendantes des variations contextuelles par un examen de sa cohérence selon les différentes structururations sociales de sa classe: amis, camarades de même sexe ou pairs du sexe opposé.

L'étude empirique des «attractions» et des «répulsions» entre individus d'un groupe rejoint les préoccupations initiales de Moreno (1934) qui a proposé une technique pour évaluer les divers rôles sociaux au sein d'un groupe. Le statut de popularité est dégagé à partir d'une analyse de l'attraction différentielle des membres du groupe. Les individus sont priés de désigner les trois personnes qu'ils apprécient le plus et les trois qu'ils appuient le moins. Une considération des poids relatifs des votes positifs et des votes négatifs permet alors de discerner les différences individuelles dans l'acceptabilité et la visibilité auprès des pairs (Peery, 1979). Une procédure analytique conçue par Coie et Dodge (1983) portant sur les scores standardisés de ces deux dimensions met en évidence quatre indices sociométriques: l'acceptation, le rejet, la préférence et l'impact social. L'écart des valeurs obtenues par rapport à la moyenne du groupe, pour chaque indice, permet de distinguer cinq modes d'insertion sociale ou statuts sociométriques: l'enfant populaire, le rejeté, le négligé, le controversé et, enfin, le moyen.

En milieu scolaire, le statut sociométrique des enfants constituerait un prédicteur important des problèmes sociaux à long terme (Parker et Asher, 1987). La question des bases de l'établissement de tels rapports interindividuels a pu être abordée en étendant cette technique à la perception des caractéristiques ou des traits personnels des élèves des classes, notamment sur le plan des compétences sociales, scolaires et sportives. De la sorte, les enfants rejetés se caractérisent par une plus grande agressivité et de faibles résultats scolaires; les enfants négligés par du retrait social; les controversés par un seuil assez élevé d'agressivité et les enfants populaires par de bonnes compétences sociales et scolaires (Lapointe, Noël et Strayer, 1993). En se référant aux troubles du comportement, il ressort que les enfants rejetés présenteraient des problèmes d'extériorisation alors que les enfants négligés se distingueraient par des problèmes d'intériorisation.

Les corrélations obtenues entre le statut sociométrique et la réputation sociale auprès des camarades ont contribué à l'élaboration de procédures cherchant à améliorer l'insertion sociale des enfants. C'est ainsi que Coie et Krebichl (1984) rapportent que l'amélioration des compétences scolaires facilite davantage l'intégration sociale des enfants dans un groupe qu'une procédure visant l'acquisition d'habiletés sociales. Cependant, même si ces analyses corrélationnelles attestent bien de l'importance des perceptions sociales en tant que facteur impliqué dans l'intégration scolaire, ces résultats initiaux doivent être considérés avec prudence.

Selon Kindermann (1995), la sociométrie contemporaine se centre davantage sur les individus que sur les relations qu'entretiennent les individus entre eux. Bien que le statut d'un enfant soit dégagé des votes issus de ses camarades de classe, celui-ci est ensuite utilisé comme une caractéristique propre à l'enfant. L'hétérogénéité des scores obtenus sur les indices sociométriques ainsi que la diversité des critères utilisés pour déterminer l'appartenance à l'une ou l'autre de ces catégories sociométriques appuieraient l'idée qu'être rejeté ou négligé dans une classe résulte de caractéristiques individuelles. Cependant, « cela peut aussi impliquer que les catégorisations ne dépendent pas seulement de facteurs individuels, mais aussi de formes spécifiques de relations interpersonnelles entre enfants » (Kindermann, 1995, p. 207). De ce point de vue, les statuts sociométriques refléteraient davantage la dynamique du contexte social. Pour mieux apprécier la valeur des statuts sociométriques, il est nécessaire de spécifier les caractéristiques du contexte social, notamment l'organisation des liens positifs entre les membres du groupe. Ainsi, les groupes d'amis deviennent des unités d'analyses essentielles à considérer dans la mesure où leur existence repose sur les choix mutuels entre différents sous-ensembles d'enfants.

Dans une revue des recherches abordant la question des liens entre statuts sociométriques et relations d'amitié, Grusec et Lytton (1988) concluent que les statuts sociométriques seraient stables en dépit des modifications contextuelles des relations interpersonnelles. Carrier, Bégin, Duval et Alain (1989) confirment que les enfants populaires sont effectivement perçus comme plus aimables que les enfants des groupes

rejeté et moyen; cependant, ils ne trouvent aucune différence entre les rejetés et les moyens. De plus, ils soulignent que le niveau de connaissance des liens d'amitié entre différents enfants de la classe ne permettrait pas de différencier les statuts sociométriques. Ils en concluent que le style du fonctionnement social habituel de l'enfant semble dépendre de caractéristiques établies indépendamment de son groupe d'appartenance. Cette conclusion rejoint celle de Howes (1987) qui constate que les raisons du retrait social chez l'enfant ne dépendraient pas du système social des pairs, mais de problèmes relationnels développés dans l'environnement familial. Les enfants socialement inexpérimentés seraient souvent rejetés par leurs pairs plus compétents.

Cependant, certains résultats de Howes (1987) illustrent le rôle des relations interpersonnelles comme modulateur du comportement individuel de l'enfant. Elle observe, par exemple, que l'accès à un groupe de pairs pour un enfant rejeté peut être facilité par l'existence d'une relation affiliative réciproque avec un seul individu du groupe. Elle souligne également le rôle des relations d'amitié dans le changement de classe. Les enfants qui effectuent un changement de classe en absence de pairs de l'année précédente ne font pas de progrès par rapport aux compétences sociales dans l'année qui suit, contrairement à ceux qui ont effectué cette transition avec des camarades. En conséquence, les modes de participation sociale des enfants peuvent être modulés par des aspects contextuels, dans ces exemples, la présence ou l'absence d'une relation affiliative préalable avec un pair dans son nouveau contexte de classe. Ces résultats conduisent à examiner l'hypothèse d'une indépendance entre le statut sociométrique d'un enfant et son insertion sociale dans un groupe de pairs particulier.

Une étude récente explore les liens éventuels entre des indices sociométriques et des caractéristiques situationnelles telles que la taille du groupe ou le réseau dérivés à partir de l'observation des comportements des enfants en cour de récréation (Boulton, 1999). Les résultats montrent que chez les garçons comme chez les filles, la taille du groupe est corrélée avec le score de préférence sociale. Cependant, chez les garçons, le score d'agressivité est également corrélé de façon positive à la taille du groupe alors que pour les filles, il l'était négativement. De plus, la taille du groupe et le réseau ne permettent pas de prédire un éventuel gain dans le score de préférence sociale. Pour cet auteur, il est possible que les normes sociales concernant les comportements des filles et des garçons diffèrent de sorte qu'une même variable a des effets divergents selon le sexe des enfants considérés. Par exemple, la norme sociétale serait d'appartenir à des regroupements étendus : sa transgression aurait davantage de conséquences négatives chez les garçons que chez les filles.

Dans une même optique, Stormshak et ses collègues (1999) se sont intéressés aux caractéristiques des contextes sur la préférence sociale. Leurs résultats indiquent qu'à mesure que le niveau d'agression dans les classes augmente, ses effets négatifs sur la préférence des pairs déclinent. Les comportements agressifs sont davantage susceptibles de conduire à un faible niveau de préférence par les pairs lorsqu'ils sont non normatifs

dans la classe. Ces résultats sont encore plus évidents pour les garçons: l'agressivité des garçons et la préférence des pairs sont liées positivement pour les classes dans lesquels l'agressivité était élevée. Les filles et les garçons diffèrent dans l'acceptabilité des comportements agressifs, un faible niveau d'agressivité n'étant jamais préjudiciable à la préférence des pairs parmi les filles. Les auteurs expliquent de telles différences par l'existence d'une norme locale en plus de l'effet de la norme sociétale. Si ces résultats semblent illustrer l'importance des variables contextuelles sur les statuts sociométriques, les auteurs soulignent la nécessité de recherches complémentaires pour éclairer les effets du genre et des affinités sur l'émergence des normes locales dans les classes scolaires.

Pour certains chercheurs, les relations d'amitié en groupe de pairs constituent un contexte essentiel d'apprentissage social durant l'enfance (Bronfenbrenner, 1979, 1993; Cairns et Cairns, 1994; Rich-Harris, 1995; Strayer, 1980, 1989; Youniss, 1980). Pour ces auteurs, les relations affinitaires offrent en effet un cadre privilégié pour la construction de nouvelles habiletés sociales (Youniss et Volpe, 1978). Dans son modèle écologique, Bronfenbrenner (1979, 1993) propose que le développement de l'enfant soit considéré en fonction de son insertion sociale au sein de différents contextes ayant leurs propres caractéristiques. En effet, des études longitudinales de Cairns et ses collaborateurs (Cairns 1991; Cairns et Cairns 1994; Cairns, Perrin et Cairns, 1985) concluent que l'insertion sociale dans une clique affiliative particulière serait le meilleur indicateur de risque de dysfonctions psychologiques ou de graves conduites antisociales à l'adolescence et à l'âge adulte.

Une procédure d'identification des sous-groupes affiliatifs élaborée par Cairns, Perrin et Cairns (1985) contribue à la mise en évidence du rôle du réseau social comme modulateur du développement social. Sur le plan opérationnel, l'enfant identifie les membres de sa classe qui se tiennent habituellement ensemble. Une procédure d'analyse multivariée permet de constituer une cartographie des unités sociales des groupes à partir de la compilation de l'ensemble des associations dyadiques rapportées (Strayer et Santos, 1996). Une analyse de la fréquence relative de ces associations indexe la cohésion des différents sous-groupes obtenus. On distingue ainsi les cliques sociales, enfants qui se choisissent mutuellement, des agrégats affiliatifs qui ont les mêmes choix affinitaires en l'absence de réciprocité. Les enfants dont le profil d'association n'est similaire à aucun autre sont appelés périphériques (LaFerté, 1992; Santos, 1993).

Les cliques affiliatives exercent une influence sur le développement individuel de leurs membres, les rendant de plus en plus similaires avec le temps, notamment sur le plan de certains comportements, attitudes, opinions ou croyances (Kindermann, McCollam et Gibson Jr., 1996). Chaque clique peut par ailleurs posséder des caractéristiques distinctes, des valeurs qui lui sont propres, et l'action de l'enfant dans ces unités est influencée par les normes locales. De plus, souvent les membres de ces unités tendent à exagérer les différences intergroupes (Kindermann 1995). Conséquence de ces processus d'homogénéisation intragroupe et de différenciation intergroupe, les

perceptions sociales doivent converger entre enfants qui interagissent fréquemment ensemble (Kindermann *et al.*, 1996).

Ces regroupements affiliatifs deviennent progressivement unisexes et leur taille moyenne s'accroît avec l'âge (Strayer et Santos, 1996). Compte tenu que l'adaptation de l'enfant dépendrait des processus de socialisation liés aux stéréotypes socioculturels ainsi que des biais de genre (Hymel, Wagner et Butler, 1990) et que la mise en place de la ségrégation sexuelle dès la jeune enfance génèrent deux réseaux affiliatifs unisexes, certains chercheurs préconisent une analyse des choix sociométriques selon le sexe pour mieux déterminer l'insertion sociale (Asher et Hymel, 1981). Les cliques unisexes peuvent être considérées comme lieu de convergence dans les choix de jouets chez le jeune enfant (Santos et Cazenave-Tapie, 1997) et d'ancrage des stéréotypes sexuels en milieu scolaire (Berthoumieux et Strayer, 1995). D'autre part, les enfants connaissent mieux et plus précisément les cliques affiliatives de leur propre sexe que du sexe opposé, tandis que les filles connaissent mieux celui des garçons que l'inverse (Legault, La Ferté et Strayer, à paraître). Ces résultats, centrés sur les processus inter-cliques et intracliques, invitent à s'interroger sur l'impact de l'appartenance sociale quant à l'assignation des statuts sociométriques.

L'objectif de cette étude est d'analyser les contraintes sociostructurelles dans la dérivation des statuts sociométriques des enfants. Après avoir établi le réseau affiliatif et les statuts de popularité des enfants pour chacune des classes, nous nous proposons d'examiner les liens pouvant exister entre le statut de popularité et la distribution des votes selon l'appartenance au réseau affiliatif. Chacun des scores sociométriques retenus par Coie et Dodge (1983) (acceptation, rejet, préférence sociale, impact social) est décomposé selon l'origine sociostructurelle des nominations des camarades de même sexe et du sexe opposé, ainsi que des votes intracliques et exocliques. Dans une perspective sociométrique, les analyses devraient conduire à l'établissement du même statut sociométrique quelle que soit la source des informations : membres de la même clique, camarades de même sexe ou pairs du sexe opposé. Dans une perspective socioécologique, nous nous attendons à ce que les mesures qui permettent de dégager le statut sociométrique varient selon la dimension sociostructurelle considérée.

## *Méthodologie*

### *Les sujets*

L'échantillon se compose de 146 enfants de 9 ans (âge moyen = 9,5 ans; écart = 9,2 à 9,8), 75 filles et 71 garçons, issus de six classes d'écoles élémentaires dans deux contextes socioculturels, trois classes d'une école primaire de la banlieue de Montréal, Québec, et trois autres d'une école élémentaire de la banlieue de Toulouse, France.

### La procédure

Après consentement des parents et des institutions concernées, les enfants de chacune de ces classes répondent aux questionnaires de l'évaluation sociométrique en écrivant les trois noms des enfants qu'ils jugent les plus aimables dans leur classe et les trois enfants qu'ils jugent les moins aimables. Ensuite, chaque enfant écrit dans des cercles le nom des enfants qu'il estime se tenir ensemble habituellement.

#### – La classification sociométrique

L'ensemble des données sociométriques recueillies dans chaque classe est tabulé dans une matrice sociométrique présentant les scores de nominations positives et négatives reçus par chaque enfant de la classe. La procédure analytique proposée par Coie et Dodge (1983) permet d'évaluer les différents statuts de popularité. Pour chaque enfant, la somme des votes positifs, dite score d'acceptation, et des votes négatifs, appelée score de rejet, est transformée en Z-score, permettant une comparaison avec la moyenne propre de chaque classe scolaire. Deux indices sont ensuite dérivés : la préférence sociale, résultant du Z-score d'acceptation moins le Z-score de rejet, et l'impact social, somme du Z-score d'acceptation et du Z-score de rejet. Le tableau 1 présente un résumé des critères utilisés pour différencier les cinq statuts sociométriques.

**Tableau 1**  
**Valeurs des Z-scores permettant d'établir les statuts de popularité**

Statuts	Acceptation	Rejet	Préférences sociales	Impact social
Rejetés	$Z < 0$	$Z > 0$	$Z < -1$	
Négligés	$Z < 0$	$Z < 0$		$Z < -1$
Moyens			$-1 < Z < 1$	$-1 < Z < 1$
Controversés	$Z > 0$	$Z > 0$		$Z > 1$
Populaires	$Z > 0$	$Z < 0$	$Z > 1$	

#### – L'analyse du réseau affiliatif

Les nominations des sous-groupes sociaux décrits par chaque enfant sont compilées dans des matrices sociométriques des conominations pour chacune des classes. Ces matrices sont ensuite transformées en matrice de similitude d'association (Strayer et Santos, 1996). Puis, une analyse par regroupement hiérarchique (*cluster analysis*) fournit un dendrogramme regroupant les individus en fonction de la similitude de leurs associations au sein du groupe. Enfin, une analyse chi-carré permet de discerner dans ces groupes les cliques et les agrégats ainsi que les périphériques.



– La décomposition des indices sociométriques

Les matrices de nominations sociométriques de chaque classe sont recalculées en fonction des cliques du réseau affiliatif. Les scores positif et négatif obtenus par chaque enfant sont appréciés en fonction de l'origine intraclique ou des autres cliques de la classe. Une matrice est alors constituée présentant les nominations reçues par chaque enfant selon les huit composantes sociostructurelles des indices sociométriques : le score positif d'origine intraclique des pairs de même sexe, d'origine intraclique et des pairs de l'autre sexe, exoclique et des pairs de même sexe, et exocliques et des pairs du sexe opposé; les scores négatifs d'origine intraclique et des pairs de même sexe, intracliques et des pairs de l'autre sexe, exocliques et des pairs de même sexe, et exocliques et des pairs du sexe opposé.

*Les démarches analytiques*

Afin d'examiner l'aspect consensuel ou différentiel de l'appréciation des statuts sociométriques, nous avons procédé à une analyse de la cohérence interne des indices Acceptation, Rejet, Préférence sociale et Impact social selon les composantes sociostructurelles retenues. Cette cohérence est exprimée par les alpha de Cronbach qui évaluent la validité convergente du score au travers des sous-ensembles qui le constituent. Pour juger de la différence de contribution des votes selon le sexe et le contexte affiliatif, nous avons procédé à une série d'analyses univariées de la variance. Enfin, pour évaluer dans quelle mesure certaines des composantes contribuent à elles seules à différencier les cinq statuts sociométriques (rejeté, négligé, moyen, controversé et populaire), nous avons réalisé une série d'analyses discriminantes. La finalité de ce type d'analyse est d'identifier, parmi nos diverses composantes, celles qui sont les meilleurs prédicteurs des statuts sociométriques. La méthode d'entrée pas à pas sélectionne ou retire les variables du modèle une à une en fonction du critère spécifié (Tabachnick et Fidell, 1989). Le critère statistique utilisé est l'indice lambda de Wilks qui représente pour chaque variable le ratio entre la somme des carrés intragroupes sur la somme des carrés totale. L'analyse discriminante sélectionne d'abord parmi les composantes sociostructurelles celle qui est le plus fortement associée aux statuts. Ensuite, à chacune des étapes, elle en sélectionne une supplémentaire, celle qui résulte en la plus petite valeur du lambda de Wilks pour la fonction discriminante. Par la suite, dès qu'une nouvelle composante est entrée dans le modèle, la contribution des composantes choisies antérieurement est réexaminée. Enfin, elle construit un ensemble de fonctions qui rendent compte de la contribution différentielle des composantes sociostructurelles pour la variance. Ces fonctions sont définies par les composantes qui leur sont les plus fortement corrélées. Elles permettent alors d'évaluer la contribution des diverses composantes sociostructurelles quant à l'assignation des statuts de popularité.

## Résultats

### *Les statuts de popularité et les réseaux affiliatifs*

Pour l'échantillon global, le nombre d'enfants classés dans chaque catégorie sociométrique se rapproche des résultats que relèvent Coie et Dodge (1983). En effet, 21 % des enfants sont classés rejetés, 17 % négligés, 33 % moyens, 3 % controversés et 25 % populaires. Cependant, ces pourcentages varient d'un contexte socioculturel à l'autre. Pour les Québécois, 19 % des enfants sont rejetés, 17 % négligés, 40 % moyens, 3 % controversés et 21 % populaires. Cependant, dans deux de ces trois groupes, il n'y a pas d'enfants identifiés comme controversés. Pour les Toulousains, 25 % des enfants sont rejetés, 17 % négligés, 23 % moyens, 3 % controversés, 32 % populaires. De plus, dans ces dernières comparaisons, on trouve une variation importante d'un groupe à l'autre. Ainsi, dans une classe de vingt enfants, il n'existe qu'un seul enfant moyen tandis qu'il y en a neuf classés populaires. Dans un second groupe, neuf individus sont moyens, et dans le troisième groupe, seuls cinq enfants sont moyens. Pour ces derniers groupes, le nombre d'enfants des autres statuts est presque identique. Enfin, l'analyse de la relations entre la classification et le sexe de l'enfant ne révèle aucune différence significative [ $\chi^2(4) = 8,04$ , ns].

L'analyse des réseaux sociaux indique une grande similarité dans la structuration des unités affiliatives au sein des six classes. Un total de 31 unités sociales sont évidentes, 19 constituées exclusivement de filles (moyenne de 3,2 cliques par groupe, avec une étendue de 2 à 5) et 12 exclusivement de garçons (moyenne de 2,0 cliques par groupe, avec une étendue de 2 à 9). Si le nombre des unités affiliatives varie d'une classe à l'autre, leur total est directement proportionnel à l'effectif de la classe [ $r(4) = 0,94$ ;  $p < 0,01$ ]. De plus, on constate une relation inverse entre l'effectif de la classe et la taille des cliques [ $r(4) = -0,83$ ;  $p < 0,05$ ]. Si les grands groupes sont composés d'un plus grand nombre d'unités affiliatives, en revanche, ces dernières comptent moins d'individus. En conséquence, étant donné que les groupes québécois sont légèrement plus grands, on constate une différence significative entre les deux contextes socioculturels [ $\bar{x} = 4,36$  pour Montréal et  $5,24$  pour Toulouse;  $F(1,139) = 20,39$ ;  $p < 0,001$ ]. Les deux classes québécoises avec le plus grand effectif (29 enfants) ont huit cliques affiliatives, tandis que la plus petite classe toulousaine (20 élèves) n'en a que trois. Pour chacun des deux contextes socioculturels, les filles forment des unités affiliatives plus petites que celles des garçons [ $\bar{x} = 4,25$  et  $5,28$ ;  $F(1,139) = 27,67$ ;  $p < 0,001$ ].

### *La cohérence des indices sociométriques*

Les cliques affiliatives étant constituées par les enfants du même sexe, seules les six mesures suivantes sont pertinentes dans la dérivation des composantes des indices sociométriques: les votes positifs intracliques, les votes positifs exocliques de même sexe

et les votes positifs du sexe opposé, ainsi que les votes négatifs intracliques, les votes négatifs exocliques de même sexe et les votes négatifs du sexe opposé. Pour apprécier dans quelle mesure les statuts sociométriques dérivent d'une appréciation consensuelle, nous analysons la cohérence interne des indices Acceptation, Rejet, Préférence sociale et Impact social à partir des six composantes sociostructurelles, et ceci pour chacune des classes. Le tableau 2 résume les différents alpha de Cronbach obtenus pour l'ensemble des classes. La première série d'analyse repose sur la différenciation de la source des nominations selon le sexe des répondants, tandis que la seconde prend en considération les nominations selon l'insertion des individus dans le réseau affiliatif du groupe. La grande variabilité de certaines valeurs rapportées au tableau 2 indique que l'indice Acceptation, utilisé pour établir les statuts sociométriques, ne reflète pas un consensus social parmi les enfants de la classe. Lorsque les scores sont examinés en fonction du sexe du répondant, les valeurs minimales et maximales de l'alpha de Cronbach signifient qu'il existe un consensus social parmi les enfants de même sexe concernant l'indice Rejet. En revanche, selon les composantes sociostructurelles, toutes les valeurs de l'alpha de Cronbach varient assez considérablement pour les différents indices sociométriques. Ces derniers résultats indiquent que le consensus pour le rejet et l'acceptation peut exister pour une classe entière, ou parmi les enfants de même sexe, ou même uniquement dans certaines unités affiliatives.

*La contribution sociostructurelle à l'assignation des statuts sociométriques*

Pour évaluer le poids relatif des différentes composantes sociostructurelles dans la détermination des statuts sociométriques, nous avons effectué une série d'analyses de la variance contrastant les cinq statuts selon chacune des six composantes des scores positifs et négatifs.

**Tableau 2**  
**Cohérence interne des indices sociométriques**

	Alpha global	Minimum	Maximum
<b>Cohérence sur les dimensions même sexe vs sexe opposé</b>			
Acceptation	0,65	0,27	0,84
Rejet	0,84	0,76	0,95
Préférence	0,71	0,59	0,78
Impact	0,09	-0,19	0,30
<b>Cohérence sur les dimensions intraclique vs exoclique</b>			
Acceptation	0,53	0,14	0,83
Rejet	0,66	0,42	0,82
Préférence	0,67	0,53	0,82
Impact	0,06	-0,72	0,33

Note—Les scores minimum et maximum font référence aux analyses conduites séparément pour chaque classe.

Les scores des nominations positives intracliques permettent de différencier de façon significative entre les enfants des groupes moyens, controversés et populaires, ainsi qu'entre ces trois types d'enfants et les individus négligés et rejetés [effet statut,  $F(4,142) = 44,17$ ,  $p < 0,001$ ; effet sexe,  $F(1,142) = 8,56$ ,  $p < 0,001$ ]. De plus, il y a une interaction entre le statut et le sexe [ $F(4,142) = 6,75$ ;  $p < 0,005$ ]. En effet, les filles controversées reçoivent plus de votes positifs des filles de leur propre clique que les garçons (score standardisé pour les filles = 1,91; pour les garçons = -0,26). Mais par rapport aux filles, les garçons populaires reçoivent davantage de votes positifs des membres de leur clique (garçons = 1,66; filles = 0,70).

Les scores des nominations positives exocliques des pairs de même sexe distinguent les enfants de statut moyen, controversé et populaire des enfants de statut négligé et controversé [ $F(4,142) = 12,75$ ,  $p < 0,001$ ]. Si l'effet principal du sexe n'est pas significatif [ $F(1,142) = 0,113$ , ns], il existe néanmoins une interaction de cette variable avec le statut ( $F(4,142) = 3,28$ ,  $p < 0,05$ ). Les filles du groupe controversé obtiennent moins de votes positifs des filles des autres cliques que les garçons (filles = -0,56; garçons = 1,90). En revanche, par rapport aux garçons, les filles populaire reçoivent davantage de votes positifs des filles des autres cliques (filles = 0,87; garçons = 0,40). Les nominations positives des enfants du sexe opposé contrastent uniquement les enfants du groupe populaire des enfants des quatre autres statuts [ $F(4,142) = 12,21$ ;  $p < 0,001$ ].

Les nominations négatives intracliques permettent de différencier les enfants de statut rejeté des enfants des autres statuts [ $F(4,142) = 15,36$ ;  $p < 0,001$ ]. Il y a par ailleurs, un effet principal du sexe [ $F(1,142) = 13,65$ ;  $p < 0,001$ ] ainsi qu'une interaction entre statut et sexe [ $F(5,142) = 8,26$ ;  $p < 0,001$ ]. Les garçons rejetés reçoivent plus de votes négatifs de leur clique que les filles de la leur (garçons = 1,96; filles = 0,02). Les nominations négatives exocliques des pairs de même sexe différencient les enfants des statuts rejeté et controversé des enfants des autres statuts [ $F(4,142) = 17,20$ ;  $p < 0,001$ ]. Cependant, ce sont les nominations négatives des enfants du sexe opposé qui distinguent le plus les statuts rejeté et controversé des enfants des autres statuts [ $F(4,142) = 45,10$ ;  $p < 0,001$ ].

Si toutes les composantes ont des effets prévisibles, deux composantes semblent néanmoins jouer un rôle prépondérant dans l'attribution des différents statuts de popularité, les votes positifs intracliques et les votes négatifs des enfants du sexe opposé. Les premiers permettent de différencier les statuts populaire, controversé et moyen entre eux, et de les distinguer des enfants des statuts rejeté et négligé. Les seconds permettent de différencier les enfants rejetés et les enfants controversés des enfants des autres statuts.

*Le statut sociométrique et l'insertion affiliative*

Pour évaluer l'interaction potentielle entre les différentes composantes des scores sociométriques pour la détermination des statuts, nous avons effectué une analyse en fonction discriminante. Compte tenu de l'effectif limité des enfants controversés, nous les avons retirés dans cette série d'analyse. Le tableau 3 indique que sur les trois fonctions discriminantes obtenues, seules deux sont significatives [Fonction 1:  $\chi^2(18) = 309,88$ ;  $p < 0,001$ ; Fonction 2:  $\chi^2(10) = 104,48$ ;  $p < 0,001$ ]. Les votes positifs de même sexe définissent la première fonction (Lambda de Wilks = 0,48;  $p < 0,001$ ) et les votes négatifs du sexe opposé et intracliques définissent la seconde (Lambda de Wilks = 0,22;  $p < 0,001$ ). Ces deux fonctions représentent chacune 76,23% et 22,73% de la variance expliquée et permettent bien classer de 80% des enfants (tableau 4).

**Tableau 3**  
**Analyse discriminante des statuts sociaux en fonction**  
**des composantes sociostructurelles des indices sociométriques**

Composantes sociostructurelles	Wilks				Corrélations	
	F-test	p <	Lambda	P <	Fonction 1	Fonction 2
Intraclique positif (même sexe)	49,34	0,001	0,48	0,001	0,72*	0,35
Sexe opposé négatif (exoclique)	62,56	0,001	0,22	0,001	-0,29	0,66*
Même sexe positif	14,98	0,001	0,13	0,001	0,17	0,17
Même sexe négatif	23,69	0,001	0,12	0,001	-0,31	0,41*
Intraclique négatif (même sexe)	14,43	0,001	0,11	0,001	-0,24	0,31
Sexe opposé positif (exoclique)	15,80	0,001	0,10	0,001	0,26	0,23

**Tableau 4**  
**Adéquacité de la classification des statuts sociométriques**  
**par les composantes sociostructurelles**

Statuts sociométriques	Statut prédit				
	Rejetés	Négligés	Moyens	Populaires	Total
Rejetés	74,2 %	16,1 %	9,7 %	0 %	31
Négligés	0 %	100 %	0 %	0 %	25
Moyens	2,1 %	14,6 %	77,1 %	6,2 %	48
Populaires	0 %	0 %	21,6 %	78,4 %	37

Note—Dans cette analyse, 80% des enfants sont bien classés en utilisant les six indices sociostructurels.

Une deuxième série d'analyses a été effectuée dans une perspective comparée, d'abord selon le sexe et, dans un second temps, en contrastant les contextes socioculturels. Lorsque les analyses discriminantes sont réalisées selon le sexe, d'autres variations importantes de la contribution des composantes sociostructurelles sont révélées. Ainsi, si pour les filles comme pour les garçons, ce sont en premier lieu les votes positifs intracliques qui expliquent le plus de variance (Lambda de Wilks = 0,35 et 0,46;  $p < 0,001$ ), en second lieu ce sont les votes négatifs des pairs de même sexe qui expliquent le plus de variance pour les filles alors que ce sont les votes négatifs du sexe opposé pour les garçons (Lambda de Wilks = 0,15 et 0,19;  $p < 0,001$ ). Pour les filles, la première fonction discriminante [Fonction 1:  $\chi^2(15) = 189,20$ ;  $p < 0,001$ ] est essentiellement définie par les votes négatifs des pairs de même sexe ( $r = 0,71$ ;  $p < 0,05$ ), puis par les votes négatifs des enfants du sexe opposé ( $r = 0,61$ ;  $p < 0,05$ ) alors que, pour les garçons, la première fonction [Fonction 1:  $\chi^2(18) = 153,22$ ;  $p < 0,001$ ] est définie par les votes positifs intracliques ( $r = 0,62$ ;  $p < 0,05$ ). Pour les filles, la seconde fonction [Fonction 2:  $\chi^2(8) = 65,22$ ;  $p < 0,001$ ] est définie principalement par les votes positifs des pairs de même sexe ( $r = 0,85$ ;  $r < 0,05$ ), alors que, pour les garçons, la seconde fonction [Fonction 2:  $\chi^2(10) = 57,56$ ;  $p < 0,001$ ] est définie essentiellement par les votes négatifs du sexe opposé ( $r = 0,89$ ;  $p < 0,05$ ) et les votes négatifs intracliques ( $r = 0,50$ ;  $p < 0,05$ ). Les fonctions discriminantes obtenues pour les filles permettent une classification adéquate de 83,56% des enfants, tandis que celles obtenues pour les garçons classifient correctement 85,29% des enfants.

Les résultats des analyses pour les deux sites indiquent que la contribution des composantes sociostructurelles varie selon le contexte. Pour les classes de Montréal, ce sont en premier lieu les votes négatifs des enfants du sexe opposé qui expliquent le plus de variance, puis les votes positifs intracliques (Lambda de Wilks = 0,45 et 0,29;  $p < 0,001$ ). En revanche, pour les classes de Toulouse, ce sont d'abord les votes positifs intracliques, puis les votes négatifs du sexe opposé qui expliquent le plus de variance (Lambda de Wilks = 0,30 et 0,14;  $p < 0,001$ ). Aussi, pour le contexte québécois, la première fonction discriminante significative [Fonction 1:  $\chi^2(18) = 205,19$ ;  $p < 0,001$ ] est-elle définie par les votes négatifs du sexe opposé ( $r = 0,71$ ;  $p < 0,05$ ), par les votes négatifs des pairs de même sexe ( $r = 0,54$ ;  $p < 0,05$ ), puis par les votes négatifs intracliques ( $r = 0,36$ ;  $p < 0,05$ ) alors que, pour le contexte français, la première fonction discriminante significative [Fonction 1:  $\chi^2(15) = 136,18$ ;  $p < 0,001$ ] est définie par les votes positifs intracliques ( $r = 0,91$ ;  $p < 0,05$ ). Pour les classes montréalaises, la seconde fonction discriminante significative [Fonction 2:  $\chi^2(10) = 74,13$ ;  $p < 0,001$ ] est définie par les votes positifs intracliques ( $r = 0,53$ ;  $p < 0,05$ ) tandis que pour les classes toulousaines, la seconde fonction discriminante significative [Fonction 2:  $\chi^2(8) = 43,42$ ;  $p < 0,001$ ] est définie par les votes négatifs du sexe opposé ( $r = 0,79$ ;  $p < 0,05$ ) et les votes négatifs intracliques ( $r = 0,44$ ;  $p < 0,05$ ). Enfin, dans le contexte montréalais, les fonctions obtenues permettent de classer correctement 88,61% des enfants alors que, dans le contexte toulousain, les fonctions obtenues permettent une classification appropriée de 79,03% des enfants.

### *Conclusion*

Nos résultats mettent en évidence une distribution différentielle des votes positifs et négatifs selon la structuration du réseau affiliatif des classes. Les votes positifs sont essentiellement intracliques et les votes négatifs exocliques concernent généralement les individus de l'autre sexe.

L'hypothèse que le statut sociométrique dépend de caractéristiques individuelles laisse supposer qu'il puisse reposer sur une appréciation consensuelle. Cependant, nos analyses de la cohérence interne des indices sociométriques au travers des composantes sociostructurelles indiquent d'importantes variations. Elles montrent qu'un consensus social peut exister dans certaines classes, parfois uniquement parmi les filles ou les garçons, et parfois uniquement au sein des unités affiliatives. Ces résultats font voir que le statut sociométrique ne peut être apprécié comme caractéristique indépendante de la dynamique sociale dans la mesure où il peut dépendre directement d'un consensus local, comme le suggérait l'étude de Stormshak et collègues (1999). Dans certains groupes, il semble davantage refléter des processus de différenciation du réseau affiliatif de la classe associés à une perception sociale négative de certains enfants du sexe opposé, ou à une valorisation des camarades de la même clique. En effet, les analyses discriminantes montrent que les statuts sociométriques reposent essentiellement sur la contribution de deux composantes sociostructurelles, les votes positifs intracliques et les votes négatifs provenant des pairs du sexe opposé. Par ailleurs, les analyses discriminantes séparées selon le sexe révèlent une différence dans l'articulation des composantes sociostructurelles pour l'assignation des statuts. Si, pour les deux sexes, ce sont les votes positifs intracliques qui expliquent le plus de variance, pour les filles, ce sont en second lieu les votes négatifs des pairs de même sexe, alors que pour les garçons, ce sont les votes négatifs des enfants du sexe opposé.

Les résultats obtenus par Boulton (1999) – corrélation positive entre la taille du groupe et le score de préférence sociale pour les filles et les garçons, mais absence de prédiction de l'augmentation du score de préférence sociale à partir de la taille du groupe ou du réseau – le conduisent à postuler que la norme sociale serait d'appartenir à de grands groupes et que sa transgression serait davantage tolérée parmi les filles. Dans notre étude, il a été montré que le nombre de cliques est corrélé de façon positive avec l'effectif de la classe et de façon négative avec le nombre d'enfants qui les compose. De plus, les analyses des réseaux sociaux révèlent une grande similarité dans la structuration des unités affiliatives au sein des six classes; dans les deux contextes socioculturels, les unités affiliatives sont toutes ségréguées selon le sexe, les filles formant des cliques moins étendues que les garçons. En conséquence, s'il existe une norme sociale concernant la taille du groupe, elle diffère entre les filles et les garçons et elle est modulée par l'effectif de la classe. L'impossibilité de prédire l'augmentation des scores de préférence sociale à partir de la taille du groupe ou du réseau peut s'expliquer par cette différence dans la taille des groupes selon le genre. Dans notre étude, les garçons

de statut populaire reçoivent davantage de votes positifs des membres de leur clique que les filles de même statut, mais ces dernières reçoivent en revanche davantage de votes positifs des filles des autres cliques que leurs homologues garçons.

Bien que notre analyse globale de la distribution des statuts sociométriques concorde assez bien avec les pourcentages rapportés par Coie et Dodge (1983), une comparaison des deux contextes socioculturels révèle que dans les classes québécoises, les enfants rejetés et populaires sont moins nombreux que dans les classes françaises, mais les enfants moyens y sont surreprésentés. Les classes québécoises, qui ont un effectif plus important, sont constituées d'un plus grand nombre de petites cliques. Étant donné que la procédure de recueil est limitée à trois nominations par enfant et que la procédure analytique est basée sur l'écart à la norme locale, il devient possible de mieux comprendre la différence observée du nombre d'enfants classés rejetés, moyens et populaires entre les classes de Montréal et les classes de Toulouse. Concernant les nominations positives, les enfants sont souvent, dans les petites cliques, contraints par la procédure à nommer un individu hors clique alors que, dans les cliques plus étendues, les nominations positives peuvent être uniquement endocliques. Plus il y a de petites cliques, plus grand est l'éventail de pairs qui sont susceptibles de recevoir des votes positifs exocliques. En revanche, la possibilité pour un enfant de bénéficier d'un support suffisant des membres de sa clique pour être classé populaire est moindre. La différence de proportion d'enfants rejetés entre les deux contextes socioculturels est également tributaire de cette répartition exoclique des votes positifs. En effet, si certains enfants reçoivent des nominations négatives et bénéficient de rares votes positifs, la procédure de calcul contribue à les classer moyens et non rejetés. Par ailleurs, les relations antagonistes entre membres de cliques différentes associées avec une homogénéisation de la perception sociale des individus des autres cliques peuvent davantage conduire à l'assignation de statuts de rejeté dans les classes ayant des cliques étendues.

La contribution différentielle de nos deux composantes sociostructurelles nous conduit à un réexamen de la signification des statuts sociométriques. Comme le suggérait Kindermann (1996), il semble désormais peu raisonnable de concevoir le statut sociométrique comme caractéristique individuelle indépendante du contexte. Les statuts sociométriques devraient donc être appréciés avec une prise en compte du réseau affiliatif de la classe pour discerner ceux dont le statut émerge à partir des processus inhérents à la dynamique des cliques affiliatives, de ceux dont le statut repose sur un réel consensus collectif. Les variations socioculturelles nous conduisent par ailleurs à apprécier le consensus social comme porteur d'une valeur locale, nichée dans un contexte écologique spécifique. L'enfant rejeté ou populaire peut l'être non pas du fait de certaines caractéristiques individuelles communément valorisées ou dévalorisées, mais selon la valeur accordée sur le plan local à un ensemble de caractéristiques. Ainsi, la solidarité implicite des membres d'une clique peut contribuer à l'assignation d'un ou de plusieurs statuts à ses membres sans pour autant que la majorité des enfants



d'une classe les apprécient comme revêtant les caractéristiques habituelles. Cette considération va dans le sens de Boivin' Dodge et Coie (1995) qui suggéraient que les caractéristiques associées au rejet dans un environnement particulier pouvaient varier selon les caractéristiques du groupe.

Il en résulte que la classification des statuts sociométriques ne peut se substituer à l'évaluation des facteurs impliqués dans l'émergence des troubles du comportement chez le jeune enfant. Cependant, les études se limitant aux évaluations consensuelles pour dépister les enfants «à risque» sont confrontées au problème de la contribution de certains enfants extrêmes dans le calcul de la covariation entre les variables. En effet, Magnusson (1998) a montré que sur une population d'enfants, les enfants qui présentent de multiples facteurs de «risque» suffisaient pour assurer un rôle significatif à chacune des variables explicatives. Pour ces raisons, il nous semble que le dépistage des enfants «à risque» en milieu scolaire ne peut faire l'économie de la prise en compte de l'écologie sociale de la classe.

Le fait que les enfants populaires puissent garder leur statut indépendamment du contexte, comme le rapportent Grusec et Lytton (1988), peut s'interpréter par la possibilité d'acquisition d'un plus grand éventail de compétences sociales au sein d'une clique. L'ensemble des relations préférentielles développées dans une clique offre la possibilité d'entretenir une plasticité comportementale, de répondre de façon différenciée à la variabilité interindividuelle tout en éclairant de façon plus robuste les invariants sociaux. Elle constitue néanmoins une niche écologique où les normes d'échanges peuvent être considérablement différentes des normes d'une autre clique. L'enfant va acquérir dans une clique des compétences sociales qui s'enracinent et répondent aux contraintes et aux possibilités offertes par le contexte immédiat, et dont la possible généralisation dépend de la similarité de fonctionnement des autres cliques. Ainsi, les compétences sociales acquises dans une clique peuvent-elles parfois se révéler relativement inefficaces dans un autre contexte social. On comprend alors que l'enfant qui se retrouve sans ses camarades dans un nouvel espace social puisse ne faire aucun progrès sur le plan de ses compétences sociales cette année-là, comme le rapporte Howes (1987).

Dans une perspective développementale, il serait intéressant d'évaluer dans quelle mesure les changements de cliques constituent pour un enfant une possibilité d'accroître l'éventail de ses compétences sociales, lui assurant ainsi ultérieurement une plus grande facilité d'insertion sociale. Par ailleurs, en considérant le réseau affiliatif et les statuts sociométriques, il serait judicieux d'examiner les variations de statuts sociométriques, durant l'année, en fonction des cliques d'appartenance. Il est raisonnable de penser qu'un enfant apprécié comme négligé ou rejeté et membre d'une dyade aura moins d'occasions d'accroître son savoir-faire social et ainsi plus de probabilité de conserver ce statut qu'un enfant de même statut, mais inséré dans une clique plus

vaste. Afin de conforter davantage la solidarité des membres d'une clique et d'apprécier les processus de convergence des perceptions et de différenciation intragroupe, une étude plus exhaustive serait nécessaire. En effet, la procédure de nomination des sous-groupes sociaux de Cairns *et al.* (1987) ne permet pas d'évaluer la qualité des relations intragroupes. D'autres données seraient nécessaires pour nous renseigner sur les différences intercliques et pour expliquer les liens qui peuvent exister entre les statuts sociométriques, les cliques d'origines et la perception des caractéristiques individuelles.

Le contexte proximal de la clique affiliative constitue un filtre qui façonne la relation de l'enfant à l'environnement social plus distal. La clique constitue une niche écologique dans laquelle il peut accéder à un nombre important d'affordances sociales, c'est-à-dire aux potentialités d'agir socialement dans un environnement partagé (Gibson, 1966, 1979). L'accroissement de l'éventail des savoir-faire sociaux est tributaire de la variabilité de ceux-ci au sein d'un même contexte. Si l'enfant reste confiné dans des relations exclusives avec un nombre limité de partenaires, il est fort probable qu'il ne pourra disposer des mêmes possibilités d'ajustement social qu'un enfant qui a eu de multiples relations sociales, soit dans des relations dyadiques successives, soit dans de vastes cliques avec de multiples contacts sociaux. Par exemple, la composition des classes en France fluctue relativement peu lors du primaire. Ceci peut entraîner une meilleure connaissance des différents enfants et accentuer les processus de cohésion, de convergence des perceptions sociales intragroupes et de différenciation intergroupe. À l'inverse, lorsque les effectifs changent considérablement d'une année à l'autre, on peut aisément comprendre que les relations affiliatives perdurant ne peuvent concerner que de petites unités sociales. Une étude longitudinale de ces différents trajets devraient pouvoir permettre de mieux cerner les enfants qui sont susceptibles d'avoir ultérieurement des difficultés d'insertion sociale.

**Abstract** – This study examines the distribution of sociometric indices according to the socio-structural organization of elementary school classes. The sample studied includes 9 year old children, 75 girls and 71 boys, in two socio-cultural contexts (Montreal, Quebec and Toulouse, France). The indices for acceptance, rejection, social preference, and social impact (Coie and Dodge, 1983) were examined in relation to children's social insertion into peer networks established on the basis of consensus. The results support an interpretation of sociometric status as a reflection of group friendship dynamics rather than as an intrinsic characteristic of individuals. These results are discussed within the frame of social ecology of classes and interpersonal constraints which influence the adjustment and social reputation of children.

**Resumen** – Este estudio examina la distribución de las frecuencias sociométricas según la organización socioestructural de las clases de la escuela primaria. En este estudio han participado 75 niñas y 71 niños de nueve años pertenecientes a dos contextos socioculturales diferentes: Montréal (Québec) y Toulouse (Francia). Los índices de aceptación, de rechazo, de preferencia social y de impacto social (Coie y Dodge, 1983) han sido examinados en función de la inserción social de los niños dentro de las redes afiliativas establecidas sobre una base consensual. Los resultados apoyan una interpretación de los status sociométricos en tanto que

reflejo de la dinámica de las afinidades en el seno del grupo mas bien que como características intrínsecas de los individuos. Los resultados sont debatidos dentro de la perspectiva de la ecología social de la clase y de las barreras interpersonales que canalizan la adaptación y la reputación social de los niños.

**Zusammenfassung** – Diese Studie beschäftigt sich mit der Verteilung soziometrischer Notierungen (Stimmen) entsprechend der soziostrukturellen Organisation von Grund-schulklassen. Für die Untersuchung wurden 75 Mädchen und 71 Jungen im Alter von 9 Jahren aus zwei verschiedenen soziokulturellen Milieus (Montréal, Québec und Toulouse, Frankreich) herangezogen. Die Indizien für Annahme oder Ablehnung bzw. für soziale Präferenz und sozialen Einfluss (vgl. Coie und Dodge, 1983) wurden untersucht im Hinblick auf die soziale Eingliederung der Kinder in die durch Konsens entstandenen Gruppierungen. Die Resultate erlauben es, die soziometrischen Statuten als Widerspiegelung der Dynamik von Affinitäten zu interpretieren und nicht als eine an das Individuum gebundene Charakteristik. Die Resultate werden im Hinblick auf die soziale Ökologie einer Schulklasse diskutiert sowie als Ausdruck der interpersonellen Zwänge, welche die Anpassung und den sozialen Status der Kinder bestimmen.

## RÉFÉRENCES

- Asher, S.R. et Hymel, S. (1981). Children's social competence in peer relations: Sociometric and behavioral assessment. In J.D. Wine et M.D. Smye (dir.), *Social Competence* (p. 125-157). New York (NY): Guilford.
- Bandura, A. et Walters, R. (1963). *Social learning and personality development*. New York (NY): Holt, Rinehart and Winston.
- Berthoumieux, P. et Strayer, F.F. (1995). La clique comme lieu d'ancrage des stéréotypes sexuels chez des enfants de 10-11ans. *Les Cahiers du Cerf*, 3, 337-341.
- Boivin, M., Dodge, K.A. et Coie, J.D. (1995). Individual-group behavioral similarity and peer status in experimental play groups of boys: the social misfit revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(2), 269-279.
- Boulton, M.J. (1999). Concurrent and longitudinal relations between children's playground behavior and social preference, victimization and bullying. *Child Development*, 70(4), 944-954.
- Bronfenbrenner, U. (1979). *The ecology of human development: Experiments by nature and design*. Cambridge: Harvard University Press.
- Bronfenbrenner, U. (1993). The ecology of cognitive development: Research models and fugitive findings. In R.H. Wozniak et K. Fisher (dir.), *Development in context: Acting and thinking in specific environments* (p. 3-44). Hillsdale (NJ): Laurence Erlbaum.
- Cairns, R.B. et Cairns, B.D. (1994). *Lifelines and risks: Patways of youth in our time*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Cairns, R.B. (1991). Multiple metaphors for a singular idea. *Developmental Psychology*, 27, 23-26.
- Cairns, R.B., Perrin, J.E. et Cairns, B.D. (1985). Social structure and social cognition in early adolescence: Affiliative patterns. *Journal of Early Adolescence*, 5, 339-355.
- Cairns, R.B. (1983). The emergence of developmental psychology. In P.H. Mussen (dir.), *Handbook of Child Psychology* (Vol. 1) (p. 41-102). New York (NY): Wiley.
- Carrier, S., Bégin, G., Duval, C. et Alain, M. (1989). Statuts sociaux, connaissance des liens d'amitié et popularité perçue par les pairs en première année. *Apprentissage et socialisation*, 12(2), 107-114.
- Coie, J.D. et Dodge, K.A. (1983). Continuities and changes in children's social status: A five year longitudinal study. *Merrill-Palmer Quarterly*, 29, 261-282.

- Coie, J.D. et Krebiehl, G. (1984). Effects of academic tutoring on the social status of low-achieving socially rejected children. *Child Development*, 55, 1465-1478.
- Gibson, J.J. (1966). *The senses considered as perceptual systems*. Boston (MA): Houghton Mifflin.
- Gibson, J.J. (1979). *The ecological approach to visual perception*. Boston (MA): Houghton Mifflin.
- Grusec, J.E. et Lytton, H. (1988). *Social development: History, theory and research*. New York (NY): Springer Verlag.
- Hartup, W.W. (1983). Peer relations. In D.H. Mussen et E.M. Hetherington (dir.), *Handbook of child psychology*. (Vol. 4 – Socialization, personality, and social development) (4<sup>e</sup> éd.). New York (NY) : Wiley.
- Howes, C. (1987). Peer interaction of young children. Monographs of the Society for research. *Child Development*, serial 217, 53(1), 1-74.
- Hymel, S., Wagner, E. et Butler, L. (1990). Reputation bias: View from the peer group. In S.R. Asher et J.D. Coie (dir.), *Peer Rejection in Childhood* (p. 156-186). Cambridge: Cambridge University Press.
- Kindermann, T.A. (1995). Distinguishing «buddies» from «bystanders»: The study of children's development within natural peer contexts. In T.A. Kindermann et J. Valsiner (dir.), *Development of person-context relations* (p. 205-226). Hillsdale (NJ): Lawrence Erlbaum.
- Kindermann, T.A., McCollam, T.L. et Gibson Jr., E. (1996). Peer networks and student's classroom engagement. In K. Wentzel et J. Juvonen (dir.), *School Motivation: Understanding children's school adjustment* (p. 279-312). Cambridge: Cambridge University Press.
- LaFerté, P., Leclerc, D. et Gariépy, J.L. (1989). *The nature and development of affiliative cliques in pre-school peer groups*. Communication orale à la Society for Research in Child Development, Kansas City.
- Lapointe, P., Noël, J.-M. et Strayer, F.F. (1993). La réputation sociale de l'enfant en milieu scolaire. *Revue canadienne des sciences du comportement*, 25(4), 522-540.
- Legault, F., LaFerté, P. et Strayer, F.F. (à paraître). Développement des perceptions intergroupes chez des garçons et des filles à l'école primaire. *Revue canadienne de la psychologie*.
- Magnusson, D. (1998). The logic and the implication of a person-oriented approach. In R.B. Cairns, L.R. Bergman et J. Kagan (dir.), *Methods and models for studying the individual*, (p. 33-63). Thousand Oaks (Londres): Sage Publications.
- Maisonneuve, J. (1969). La sociométrie et l'étude des relations préférentielles. In P. Fraisse et J. Piaget (dir.), *Traité de psychologie expérimentale* (Tome IX). Paris: Psychologie sociale.
- Moreno, J.L. (1934). *Who shall survive? A new approach to the problem of human interrelations*. Washington (DC): Nervous and Mental Diseases Publishing.
- Parker, J.G. et Asher, S.R. (1987). Peer relations and later personal adjustment: Are low-accepted children at risk?, *Psychological Bulletin*, 102(3), 357-389.
- Peery, J.C. (1979). Popular, amiable, isolated, rejected: A reconceptualization of sociometrics status in preschool children. *Child Development*, 50, 1231-1234.
- Rich-Harris, J. (1995). Where is the child's environment? A group socialization theory of development. *Psychological Review*, 102(3), 4589-489.
- Rubin, K.H. (1983). Recent perspectives on social competence and peer status: Some introductory remarks. *Child Development*, 54, 1383-1385.
- Santos, A.J. (1983). *Preschool affiliative networks : A socio-structural analysis of the behavioral ecology of natural peer groups*. Thèse de doctorat inédite, Département de psychologie, Université du Québec à Montréal, Québec.
- Santos, A.J. et Cazenave-Tapie, P. (1997). *Affiliative constraints in the construction of sexually typed behavior among preschool children*. Communication orale présentée au colloque Society for research in child development. Washington (DC).

- Stormshak, E.A., Bierman, K.L., Bruschi, C., Dodge, K.A., Coie, J.D. et le Conduct Problems Prevention Research Group (1999). The relation between behavior problems and peer preference in different classroom contexts. *Child Development*, 70(1), 169-182.
- Strayer, F.F. (1980). Child ethology and the study of preschool social relations. In H.C. Foot, A.J. Chapman et J.R. Smith (dir.), *Friendship and social relations in children* (p. 235-265). New York (NY): Wiley.
- Strayer, F.F. (1989). Co-adaptation within the peer group : A psychobiological study of early competence. In B. Schneider, G. Atilia, J. Nadel et R. Weisman (dir.), *Social competence in developmental perspective* (p.145-174). Dordrecht : Klever.
- Strayer, F. F., Leclerc, D. et La Ferté, P. (1988). Le développement des cliques affiliatives dans les groupes d'enfants préscolaires. Communication présentée au 11<sup>e</sup> congrès de la Société québécoise pour la recherche en psychologie, Montréal.
- Strayer, F.F. et Santos, A.J. (1996). Affiliative structures in preschool peer groups. *Social Development*, 5(2), 117-130.
- Tabaschnick, B.G. et Fidell, L.S. (1989). *Using Multivariate Statistics*. New York (NY) : Harper Collins Publishers.
- Youniss, J. et Volpe, J. (1978). A relational analysis of children's friendship. *New Directions for Child Development*, 1, 1-22.
- Youniss, J. (1980). *Parents and peer in social development*. Chicago (IL) : University of Chicago Press.